

2008～09年の日本における株式価格下落について

—VARモデルによる要因分析—

内 藤 友 紀

要 旨

本稿では、2008～09年における日本の株式価格下落に影響を与えた主要な要因（指標）は何であるかについて、日経平均株価、ニューヨーク・ダウ＝ジョーンズ平均株価（工業株30種平均）、円建てアメリカ・ドル為替レート、ウェスト・テキサス・インターミディエイト原油先物価格の4変数VARモデルを用いて検証する。そのために、まずグレンジャー因果性検定によって、変数間のグレンジャーの意味での因果性を検出した上で4変数VARモデルを構築し、当該VARモデルにおけるインパルス反応関数の形状から、ある式の誤差項に与えられたインパルスがそれぞれの変数に与える影響を、また予測誤差の分散分解によって株価変動要因間の相互関係を明らかにする。

キーワード：日経平均株価；ニューヨーク・ダウ＝ジョーンズ平均株価；グレンジャー因果性；VARモデル

経済学文献季報分類番号：02-27；06-33；12-33

目次

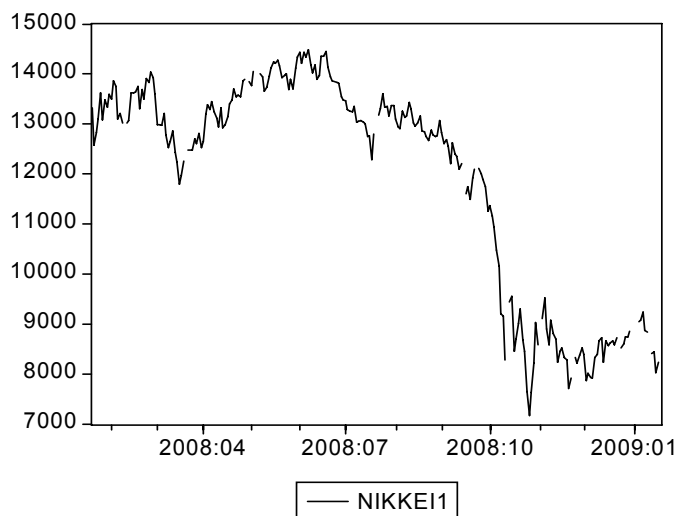
- 第1節 はじめに
- 第2節 分析のフレームワーク
- 第3節 VARモデルによる分析
- 第4節 まとめ

I. はじめに

(1) 本稿の目的

2008年12月30日、大納会の日経平均株価は8859円59銭の終値を付け、2008年1年間における日経平均株価下落率は最終的に42.1%までになった（第1図）。この42.1%という株式価格（以下、株価）の下落率は、いわゆるバブル崩壊の1990年の38.7%を超える史上

第1図 日経平均株価推移



注) データ出所: Yahoo! Japanファイナンスweb siteより。縦軸の単位は円。

ワーストの数字であり、それに伴って東証一部の株式時価総額は2007年末の483兆円から282兆円へと約200兆円も目減りすることになった¹⁾。

こうした株価の下落の背景には、2008年における世界的な金融危機とそれに伴う景気後退があることは論を待たない。2007年に顕在化したサブプライムローン問題は、2008年に入るとアメリカ大手金融機関の信用リスク問題へと拡大し、2008年5月にはベア・スターンズの実事実上の破綻によるJPモルガンの救済合併が、7月には政府系住宅金融機関のフレディマック(FRE)とファニーメイ(FNM)への政府による債務保証がおこなわれるまでになった。そしてついに9月15日には、リーマン・ブラザーズが破綻して連邦破産法を適用するという事態に至ったことで、アメリカの短期金融市場は機能不全に陥った²⁾。こうした連鎖的な金融危機の深刻化によってアメリカの実体経済も収縮し、それが日本経済を含む世界経済に衝撃を与え、日本の株式市場にも大きな影響を与えたのである³⁾。

基本的には、株価の決定要因は株式発行企業の将来業績などの基礎条件(ファンダメンタルズ)にあると考えられる⁴⁾。したがって、この2008年の日経平均株価下落の要因も本来

1) 『日本経済新聞』2008年12月31日。

2) 伊藤隆敏「アメリカ発世界同時不況」『週刊ダイヤモンド』2008年、第96巻45号、pp.48-49。

3) 2008年11月の日本の鉱工業生産指数は前月比8.1%の低下で、戦後最大のマイナスであった(『日本経済新聞』2008年12月30日)。

4) 金森久雄・荒憲治郎・森口親司編『経済辞典第3版』有斐閣、2001年、152ページ。

は日本の実体経済の収縮（＝企業のファンダメンタルズの毀損）にあるはずであろう。しかし、2008年末現在の日本の株式市場について見てみると、①株価の割安度（バリュウ）の尺度であるPER（price-earnings ratio：株価収益率）⁵⁾が株価のパフォーマンス指標として機能せず、低PER銘柄ほど売込まれていること⁶⁾、②東京証券取引所一部のPBR（price-bookvalue ratio：株価純資産倍率）⁷⁾が2008年末時点で1倍を割って、帳簿上の保有資産の価値を株価が下回っていること⁸⁾、などの理由から、株価が日本の上場企業の経営状況を適切に反映しておらず、その実力が過小評価されている可能性がある。こうしたファンダメンタルズから乖離した日本株の過剰な下げ幅は、多くのアメリカのファンドに日本株が組み込まれていたことから⁹⁾、ファンド解約への対応（流動性の確保）のために多くの外国人投資家が値下がりリスクのある日本株を現金化したことなどによる換金売り圧力が働いたためだとされる¹⁰⁾。

したがって、2008～09年の日本の株価下落要因について分析する際には、上場企業のファンダメンタルズとは別に、こうした株式市場の需給関係にも即時的に影響を与える、内外の経済状況・金融状況についての日次の経済指標がどの程度反映されていたのかに注目する必要があると考えられる。そこで本稿では、2008～09年の日本の株価下落に即時的に影響を与えた経済指標は何であるかについて、日次データを用いた4変数VAR（Vector Auto-Regression：多変量自己回帰）モデルによって定量的に検証することを目的とする。

（2）株価下落要因

株式市場の需給関係に影響を与える景気動向の指標としては、まず経済成長率自体を表すGDP（gross domestic product）や鉱工業生産指数が考えられる。しかし、内閣府のGDP

5) PERとは株価を1株当たり利益額で割った商のこと（ $PER = 1 \text{株当たり株価} \div 1 \text{株当たり利益}$ ）。PERの値が小さいほど利益額に比して株価が割安であることを示す。一般に成長企業ほどPERが高くなるとされる（金森・荒・森口編、前掲書、1333ページ）。

6) 松村圭史朗・小谷真幸・武田安恵「日本株で勝つ!4つの新戦略」『日経マネー』日経BP社、2009年2月号、pp.40-47。

7) PBRとは株式時価総額と株主資本（簿価）の比率のこと。財務諸表が正しく企業価値を反映しているのなら、株主資本の額は株主時価総額と等しいはずであり、PBRは1になる（金森・荒・森口編、前掲書、1332ページ）。

8) 『日本経済新聞』2009年1月1日。

9) 金融危機が本格化する以前の、東京証券取引所の日々の取引における外国人比率は約60%、日本の株式市場規模における外国人保有比率は約30%といわれていた（伊藤、前掲論文、pp.48-49）。

10) 「J・R・アルカイヤ・インタビュー」『ダイヤモンド・マネー』ダイヤモンド社、2009年1・2月号、pp.31-33他。

速報（四半期）や通商産業省の鉱工業生産指数（月次）は、1次速報値でも当該期から1ヶ月以上経たなければ公表されないため¹¹⁾、1ヶ月間（2008年10月）だけで東証一部の時価総額が69兆円（20%）も減損する¹²⁾、というような短期間における急激な株価下落への影響については説明できない。

そこで重要なのが、日々の景況の一断面を表す日次のデータである。例えば、三井住友アセットマネジメントは、2008年1月の株価下落要因として「原油価格が一時100ドルを突破するなど商品価格も上昇基調」であることを挙げている¹³⁾。また、大和住銀投信投資顧問は2008年10月の株価下落要因について「海外株式の下落」を¹⁴⁾、大和証券投資信託委託は、2008年10月22日の株価下落要因について「①米国株式市場が大きく値下がりしたこと、②為替市場で急速に円高が進んだこと」を¹⁵⁾、挙げている。

このように、より即応的に日々の株式市場の需給関係に影響を与える指標としては、日次データである海外（アメリカ）株式価格、為替レート、原油価格、日経平均株価などが想定されるため、これらの指標をモデルに組み込んだ分析が必要であると考えられる。実際にはこれらの指標が、①海外株式価格や日経平均株価自体の下落（資産価値の下落）が、逆資産効果による消費減退とフィナンシャル・アクセラレータによる投資減退を招くこと、②為替レートの変動（円高）が輸出関連企業の業績悪化懸念を招くこと、③コモディティ価格上昇（原油高）が海外資源国への支払増によって企業のコスト高を招くこと、というそれぞれのルートを通じて景気悪化に繋がるまでには一定程度のタイムラグがあるはずであるが、株式市場はこうした日々の情報を「織り込んで」、即時的にその需給関係（株価）を決定しているとされる¹⁶⁾。

11) 内閣府ホームページ、統計情報・調査結果 (<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/yotei.html>)。

12) 『日本経済新聞』2009年12月30日。

13) 「日本株式市場の下落について」『投資家の皆様へ・情報提供用資料』三井住友アセットマネジメント株式会社、2008年1月22日。(http://moneykit.net/pdf/info/smam080122_1.pdf; 2009年1月20日確認)

14) 「世界的な株式市場の下落について」『臨時レポート』大和住銀投信投資顧問株式会社、2008年10月16日。(http://www.daiwasbi.co.jp/column/etc/pdf/rinji_20081016_sekaikabu.pdf; 2009年1月20日確認)

15) 「10月22日の国内株式市場の下落について」『Market Letter』大和証券投資信託委託株式会社、2008年10月22日。(http://www.toyota-fss.com/pdf/fund_pdf/report/081023_2_daiwaaset.pdf; 2009年1月20日確認)

16) 効率市場仮説。効率的な市場では、株価はでたらめな動きをしているようだが、実際にはあらゆる情報を織り込んで株価が形成されているので、既存の情報を利用する限り、投資家は市場に参加する全ての人々が受取る収益よりも高い収益を得ることは出来ないとされる（金森・荒・森口編、前掲書、1220ページ）。

(3) 先行研究

日本の株価の変動（下落）要因としては、既述のように、景況などによる企業のファンダメンタルズ自体の変動はもちろんのこと、内外の経済状況・金融状況についてのより短期の経済指標がある。特に海外株式価格は重要であると考えられ、株式価格変動要因としての他国株価、すなわち他国と日本の間の株価の連動性については多くの先行研究がある。例えば Eun and Shin は、アメリカ、日本、ドイツ、イギリスなど9カ国の1980～85年の日次の株価データを用いて9カ国間の株価連動性について分析し、アメリカ株式価格から他国株式価格への大きな影響があることを検証している¹⁷⁾。また、Hamori and Imamura は、アメリカ、日本、ドイツなどG7諸国の月次の株価データを用いて7カ国間の株価変動の因果関係を検証し、アメリカからその他6カ国の株価への因果関係を検出している¹⁸⁾。そして、今村有里子は、1993～2000年までの週次の株価データを用いたLag-Augmented VARモデルによって検証を行い、日米間に株価の因果関係が観察されることを明らかにしている（ただし、2変数間に共和分関係は検出されず¹⁹⁾）。このように、先行研究では、アメリカ株式価格から日本株式価格へと価格形成における影響があるというコンセンサスが概ね存在するといえる。そこで本稿では、こうした先行研究の検証結果に倣って、日本の株式価格下落要因としてアメリカ株式価格を検証対象とする。またその際、既述のように為替レート、原油価格という2指標を追加的に株価形成要因として仮定し、これら3変数が2008～09年における日経平均株価下落に与えた影響の有無とその大きさを目次の4変数のVARモデルを用いて検証することとする。2008～09年の日本の株式価格下落要因についてこうした手法で定量的に分析した研究は、管見の限りない。

II. 分析のフレームワーク

(1) 分析の期間と使用データ

本稿が分析する期間は、2008年1月20日から2009年1月19日までの1年間である。また本稿の分析に用いる変数は、DOW: ニューヨーク・ダウ＝ジョーンズ工業株30種平均(New York Dow-Jones Averages)、YEN: 円建てアメリカ・ドル為替レート、WTI: ウェスト・

17) Eun C.S. and S.Shin, "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 1989 Vol.24, pp241-256.

18) Hamori S. and Y.Imamura, "International Transmission of Stock Prices among G7 Countries: LA-VAR Approach," *Applied Economics Letters* 1997.

19) 今村有里子「日米間の株価連動性」『経営論集』第52号、東洋大学、2000年11月、75～90ページ。

テキサス・インターミディエイト原油先物価格（West Texas Intermediate）²⁰⁾、NIKKEI：日経平均株価の4変数である。データは各市場における終値による日次データ（週5営業日ベース）で、いずれも自然対数変換している²¹⁾。各変数を対数変換するのは、VARモデルにおけるインパルス反応（Impulse-responses）関数（後述）の解釈を容易にするため、各変数の増加率を分析することになる。

（2）VARモデル²²⁾

本稿の分析は4変数VAR（Vector Auto-Regression：多変量自己回帰）モデルを用いておこなう。VARモデルとは、自分自身の過去の変数で推計したARモデル（Auto-Regression process：自己回帰過程）を複数の変数に拡張したもので、動的同時線型方程式モデルの制約のない誘導型である。すなわち、内生変数ベクトルを、それ自身と互いのラグ付きの値の線型関数として表したものである。例えば、 x_t と y_t という2変数でVARモデルを作成した場合、以下の(2.1)、(2.2)式のように表される（ラグ次数2のケース、 u は攪乱項）。

$$x_t = a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + a_3 y_{t-1} + a_4 y_{t-2} + u_{xt} \quad (2.1)$$

$$y_t = b_1 x_{t-1} + b_2 x_{t-2} + b_3 y_{t-1} + b_4 y_{t-2} + u_{yt} \quad (2.2)$$

このVARモデルでは、一般のマクロ計量経済モデルを作成する際のように恣意的に内生変数と外生変数を区別せず、特定の経済理論に依拠しない。したがって、VARモデル分析の目的は、 a や b などの各パラメータの推定ではなく変数自体とその過去の値によって変数間の相互依存関係を明示することにある。

20) ウェスト・テキサス・インターミディエイト原油先物価格（WTI先物：West Texas Intermediate）は、ニューヨーク・マーカンタイル商品取引所（NYMEX：New York Mercantile Exchange）において、取引される原油先物価格。ドバイ原油・北海ブレント（Brent Crude）とともに、世界の代表的な原油先物指標である。

21) 各変数の原データの出所は、DOWはYahoo! Finance Japan web site、YEN、NIKKEIの2変数はYahoo! Japan ファイナンス web site、WTIはEnergy Information Administration Databaseである。
Yahoo! Finance, (<http://finance.yahoo.com/>)
Yahoo! Japan Finance, (<http://quote.yahoo.co.jp/>)
Energy Information Administration, (Official Energy Statistics from the U.S. Government : <http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/hist/wtotworldw.htm>)

22) この項のVARの説明については、和合肇・伴金美『TSPによる経済データの分析（第2版）』東京大学出版会、1999年、190～191ページ；山澤成康『実戦計量経済学入門』日本評論社、2004年、231～233ページ、を参考にした。

（3）単位根検定

実証分析にあたり、単位根（unit root）²³⁾を持つ経済変数間で回帰モデルや同時方程式モデルなどを作ると、互いに無相関であっても有意な t 値や決定係数が観測される「みせかけの回帰（spurious regression）」が起きる可能性があるため、このような非定常な変数を用いた推計は経済時系列分析では意味のないものになってしまう²⁴⁾。したがって、本稿でおこなうVARモデルの推定・分析においても用いるデータが定常性（stationality）を持つことが前提となる²⁵⁾。特に、本稿のVAR分析で用いる株式価格の指標であるDOWとNIKKEIは、効率的市場仮説に基づくランダム・ウォーク（random walk：酔歩）理論によればまさに単位根を持つランダム・ウォーク系列であることが予想される²⁶⁾。

そこで、まずADF検定（Augmented Dickey-Fuller test：拡張されたディッキー・フラー検定）によって、本稿で用いる4変数の定常・非定常性についての検定を行う²⁷⁾。この時系列変数における定常性とは、データの平均と分散および自己共分散が近似的に時間差のみによって定まることである。また、本稿ではADF検定の詳細については立ち入らないが、ここではいずれも、「検定対象の時系列が単位根を持つ（非定常である）」という帰無仮説を立て、それが棄却できるか（検定対象が非定常ではないという対立仮説を肯定できるか）否かによっておこなう検定である²⁸⁾。

検定結果は（第1表）の通りである。（第1表）では、DOW、WTI、YEN、NIKKEIの4変数についてのレベル及び前期との1回階差系列について、定数項のみ含むケース、トレンド項と定数項を含むケースの検定結果を記載している。まず、DOWについてのADF検定の結果をみると、トレンド項の有無に拘わらず帰無仮説は棄却できず、単位根の存在が示唆されている。すなわち、DOWは非定常過程にあると考えられる。続いて、DOWの1回階差系列 Δ DOWについての検定結果をみると、1%の有意水準で帰無仮説が棄却され、 Δ DOWが定常過程であることが示された。したがって、DOWはI(1)変数だと判断される。以下同様に、WTI、YEN、NIKKEIについての検定結果をみても、ADF検定によってレベ

23) 単位根（unit root）とは、自己回帰式の定常性の条件を決定する固有方程式の根が1であること。

24) 田中勝人「非定常経済時系列におけるトレンドの統計的問題」井堀利宏・岡田章・伴金美・福田慎一編『現代経済学の潮流 2001』東洋経済新報社、2001年、113ページ他。

25) 松浦克巳、C・マッケンジー『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社、2001年、263ページ他。

26) ランダム・ウォーク仮説については、デビッド・ローマー（堀雅博・岩成博夫・南條隆訳）『上級マクロ経済学』日本評論社、1999年、353～360ページ他を参照のこと。

27) 非定常系列には、単位根系列と発散系列がある。しかし、一般的に経済変数としては発散系列であることは考えにくい。したがって、ここでは定常性の検定として単位根検定をおこなっている。

28) 単位根の概念、およびADF検定・PP検定（Phillips-Perron test）などの単位根検定については、蓑谷千風彦『計量経済学（第2版）』多賀出版、2003年、376～429ページ他に詳しい。

ル系列では非定常、1回階差系列（ Δ WTI、 Δ YEN、 Δ NIKKEI）では1%の有意水準で帰無仮説が棄却され定常であることが示されている。すなわち WTI、YEN、NIKKEI の3変数も DOW と同様に I (1) 変数だと判断される²⁹⁾。以上の検定結果から、本稿の VAR 分析においては、定常系列である Δ DOW、 Δ WTI、 Δ YEN、 Δ NIKKEI の各変数を用いることとする³⁰⁾。

第1表 単位根検定

変数	ADF 検定		判定
	定数項 統計量	定数項+トレンド 統計量	
DOW	0.21 2	-2.92 0	I(1)
Δ DOW	-14.27 *** 1	-14.36 *** 1	
NIKKEI	0.24 0	-1.18 0	I(1)
Δ NIKKEI	-9.69 *** 1	-15.09 *** 0	
WTI	2.56 2	0.31 2	I(1)
Δ WTI	-16.49 *** 0	-12.71 *** 1	
YEN	-0.58 1	-1.31 1	I(1)
Δ YEN	-18.65 *** 0	-18.66 *** 0	

注) *、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準で単位根があるという帰無仮説を棄却できることを示す。また、各統計量の下に数字はAIC基準（最大次数10）で選んだラグの次数。なお、定数項なしのケースもI (1) 判定は変わらなかった。

Ⅲ. VARモデルによる実証分析

(1) ラグの選択

まず、 Δ DOW、 Δ WTI、 Δ YEN、 Δ NIKKEI の4変数 VAR モデルのラグ次数（長さ）を選択するために、最大10次までのラグの VAR モデルについて情報量基準を計算した。

29) I (1) 変数とは、階差を一回とると定常になる非定常系列のこと。

30) 本稿では、ADF 検定のみでなく PP 検定による単位根検定をおこなったが、PP 検定によっても同様に DOW、WTI、YEN、NIKKEI の4変数が I (1) 変数であることが確認された。

算出した基準量は、AIC 基準（Akaike information criterion：赤池情報基準）、SIC 基準（Schwarz information criterion）、HQ 基準（Hannan-Quinn information criterion）である³¹⁾。その結果、AIC 基準では 5 次、SIC 基準・HQ 基準の 2 基準では 2 次のラグが選択された（第 2 表）。本稿の VAR 分析では AIC 基準に従い、長めの 5 次のラグを採用した³²⁾。

第 2 表 情報量基準によるラグ次数の決定

Lag	AIC	SC	HQ
0	-18.78733	-18.68376	-18.7454
1	-19.73543	-19.21759	-19.52579
2	-20.18658	-19.25446*	-19.80923*
3	-20.29462	-18.94823	-19.74956
4	-20.32746	-18.56679	-19.61469
5	-20.32833*	-18.15338	-19.44785
6	-20.26991	-17.68068	-19.22172
7	-20.21153	-17.20803	-18.99563
8	-20.31627	-16.89849	-18.93266

注) *が各基準によって採用されたラグ次数。

（2）グランジャー因果性

VAR モデル分析においては、モデルに含まれる変数は他の変数とグレンジャーの意味での因果性（Granger causality）を持つものである必要がある。そこで、まず一つ目の検証としてグレンジャー因果性検定をおこなう。このグレンジャー因果性とは、時系列モデルにおいてある変数 x が他の変数 y に影響を及ぼす、より具体的には他の条件を一定として y の過去の値が x の変動について説明力をもつということであり、論理的な意味での因果性とは意味が異なる³³⁾。

（第 3 表）は、 Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI の 4 変数についてのグレンジャー因果性検定の結果である。それぞれ、2 変数間にグレンジャー因果性が無いという帰無仮説を棄却できるか（グレンジャー因果性があるという対立仮説を肯定できるか）否かを検定し

31) ラグ次数算出のための情報量としては、他に LR 基準(sequential modified LR test statistic)などがある。なお、頑健性を高めるために SIC 基準・HQ 基準が支持したラグ次数 2 を用いた検証もおこなったが、インパルス反応関数の形状などに大きな差異は無かった。

32) 経済関係に関心がある場合は情報基準に頼らず、ラグ数はなるべく長くとる方が良いとされている。畠中道雄『計量経済学の方法 改訂版』創文社、1996 年、161 ページ他。

33) 松浦・マッケンジー、前掲書、271 ページ他。

ている。検定の結果からは、 ΔDOW からは ΔWTI へ 5%、 ΔYEN へ 10%、 $\Delta NIKKEI$ へ 1% の有意性で、 ΔYEN からは ΔDOW へ 10%、 $\Delta NIKKEI$ へ 1% の有意性で、 ΔWTI からは ΔDOW へ 10% の有意性で、 $\Delta NIKKEI$ からは ΔDOW へ 10% の有意性で帰無仮説が棄却され、グレンジャーの意味での因果関係があることが示された。したがって、4 変数ともにブロック外生性 (block exogeneity) を持つ変数ではないことが明らかになったため、本稿では以下の (3.1) 式の ΔDOW 、 ΔYEN 、 ΔWTI 、 $\Delta NIKKEI$ の 4 変数を含めた VAR モデル分析をおこなうこととする³⁴⁾。

$$\begin{pmatrix} \Delta DOW_t \\ \Delta YEN_t \\ \Delta WTI_t \\ \Delta NIKKEI_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \\ a_{40} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta DOW_{t-1} \\ \Delta YEN_{t-1} \\ \Delta WTI_{t-1} \\ \Delta NIKKEI_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{pmatrix} \quad (3.1)$$

第3表 グレンジャー因果性テスト

帰無仮説	F 値
ΔWTI does not Granger Cause ΔDOW	2.6410 *
ΔDOW does not Granger Cause ΔWTI	3.3414 **
ΔYEN does not Granger Cause ΔDOW	2.5132 *
ΔDOW does not Granger Cause ΔYEN	2.6314 *
$\Delta NIKKEI$ does not Granger Cause ΔDOW	2.3935 *
ΔDOW does not Granger Cause $\Delta NIKKEI$	15.5304 ***
ΔYEN does not Granger Cause ΔWTI	1.8172
ΔWTI does not Granger Cause ΔYEN	0.8396
$\Delta NIKKEI$ does not Granger Cause ΔWTI	1.1899
ΔWTI does not Granger Cause $\Delta NIKKEI$	0.1525
$\Delta NIKKEI$ does not Granger Cause ΔYEN	0.7493
ΔYEN does not Granger Cause $\Delta NIKKEI$	18.1124 ***

注) *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。
ラグ次数は5。

34) ブロック外生性 (block exogeneity) とは、ある変数 がどの被説明変数 に対してもグレンジャー因果性を持っていないことである。なお (3.1) 式はラグ1次のケース。

（3）インパルス反応関数

二つ目の検証としてインパルス反応（Impulse-responses）関数を用い、VARモデルにおいて、各変数が日経平均株価に与える影響についての累積的な反応をみる。このインパルス反応関数とは、ある変数の誤差項に与えられた衝撃（イノベーション：innovation）がその他の変数にどのように伝搬しているかを示す関数で、その形状を観察することによってVARモデルにおける各変数間の影響を分析する方法である³⁵⁾。したがって、本稿では日本の株式市場の指標である日経平均株価に対して、アメリカの株式市場の指標であるニューヨーク・ダウ工業平均株価や日米間の為替レート、及びアメリカの原油先物指標であるWTIの変化がどのように影響を与えたかを観察することになる³⁶⁾。VARモデルにおいては、変数の順序によって得られる結果が異なる可能性があるが、ここでは各変数間の相互依存関係がリカーシブ（recursive）な関係であるコレスキー（Choleski）分解を仮定するため、前項のグランジャー因果性検定の結果も考慮して、外生性が高いと考えられる Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEIという順序に変数を置いて分析をおこなうこととする³⁷⁾。

分析から得られた（第2図）によれば、本稿が用いる（ Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI）4変数VARモデルにおいて、1標準誤差のアメリカ株式指標ショック（ダウ工業平均株価の上昇ショック）によって、日経平均株価が10期まで有意に上昇していることが明らかである³⁸⁾。また、為替レートショック（円建てドルレートの上昇ショック）についても4期まで有意に上昇している。一方、原油先物指標ショック（WTIの上昇ショック）については3期までは僅かながら下落の反応を見せているが、有意な反応は得られていない。以上のインパルス反応関数の形状からは、原油指標ショックの影響が小さいものの、アメリカ株式指標ショックと為替レートショックの日経平均株価の変動への有意な効果を見て取ることができ、多くの経済モデルの想定に概ね整合的であるといえる。

続いて、この（ Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI）4変数VARモデルにおいて各変数がその他の変数に与える影響についても、インパルス反応関数の形状から簡単に考察する。（第2図）にあるように、アメリカ株式指標ショック（ダウ工業平均株価の上昇ショック）

35) 金森・荒・森口編、前掲書、49ページ他を参照のこと。

36) 第2図・第3図・第4図には、漸近分布に基づいて計算された95%信頼区間が破線で表示されている。

37) コレスキー分解をおこなう場合、理論的には外生性の高い順序で変数を並べる必要がある（松浦・マッケンジー、前掲書、277ページ他）。なお、VARモデルに含まれる4変数の順序を変えておこなった複数の検証においても、インパルス反応関数の形状に大きな差異は無かった。その一つの検証例として（ Δ NIKKEI、 Δ WTI、 Δ YEN、 Δ DOW）4変数VARモデルのインパルス反応関数を挙げておく（第3図）。

38) 第1図・第2図は、日経平均株価に対する短期（2週間＝10営業日）のショックの累積的反応だけでなく、ダウ平均株価・WTI原油先物・円ドル為替レートそれぞれの複数変数間の影響を表した全システムのインパルス反応関数を表したものである。

第2図 インパルス反応関数（4変数モデル）

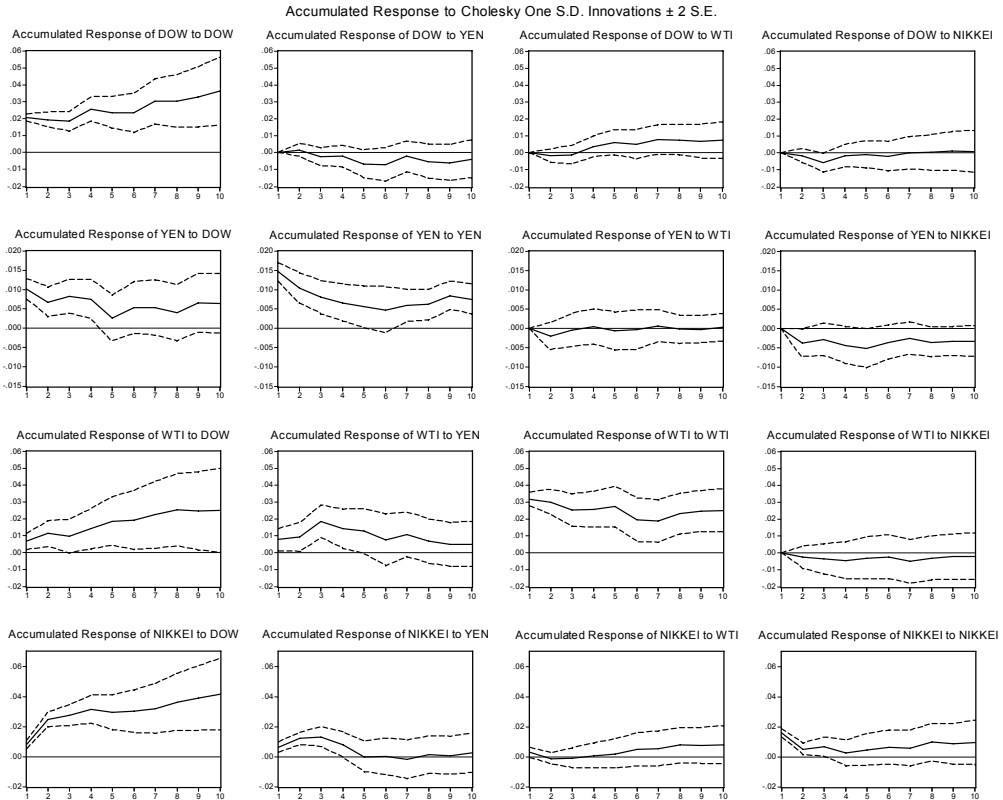
〈ショック〉

NY ダウ平均株価

円ドル為替レート

WTI 原油先物

日経平均株価



注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたものである。

は、円建てドルレートを有意に引き上げる（円安）ほか、WTIにも10期間有意にプラスの効果を与えており、自己を含めた全ての指標に大きな影響を与えていることが判る。為替レートショック（円建てドルレートの上昇ショック）は、ダウ工業平均株価を10期まで低下させ、WTIを上昇させているがいずれも有意性は低い³⁹⁾。ただし為替レート自体には大きな影響を与えている。原油先物指標ショック（WTIの上昇ショック）は、ダウ工業平均株価に上昇、円建てドルレートに下降の効果を与えているが、何れも微小な影響が見られるのみである⁴⁰⁾。

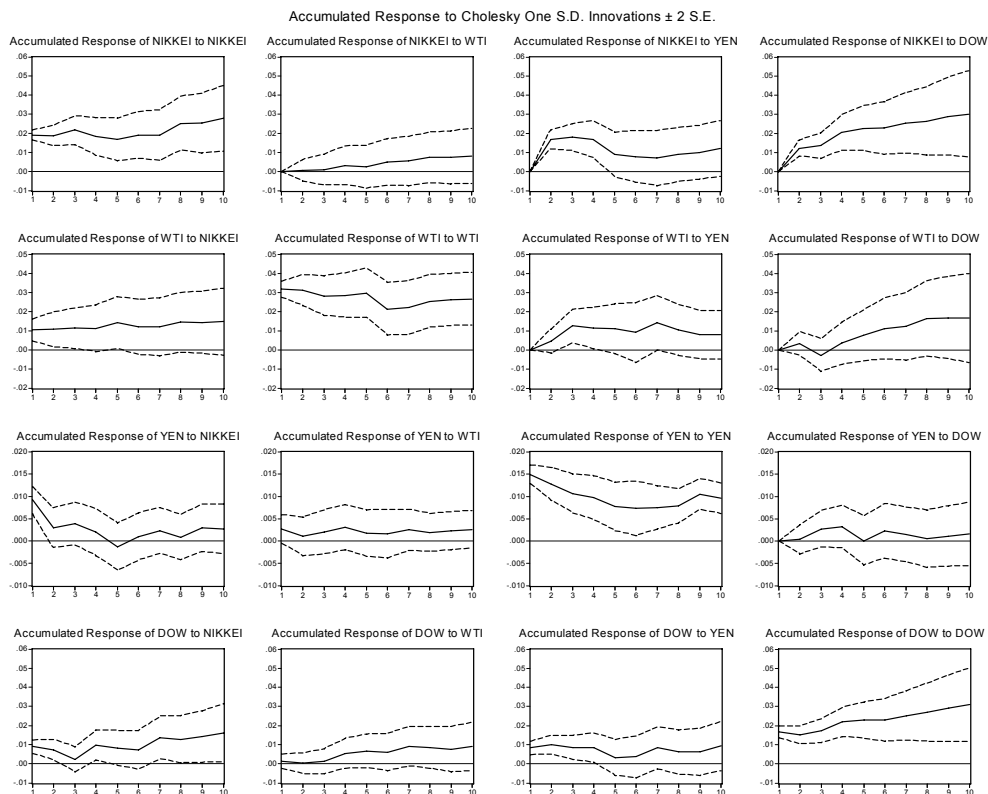
39) ただし、 Δ WTIへの影響は第3期のみ有意である。

40) このことは、 Δ WTIから Δ YENと Δ NIKKEIへの因果関係が見られないというグレンジャー因果性検証の結果と整合的である（第3表）。

第3図 インパルス反応関数 (4変数モデル)

〈ショック〉

日経平均株価 WTI 原油先物 円ドル為替レート NY ダウ平均株価



注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたものである。

以上のように、本稿の (Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI) 4変数VARモデルからは、日経平均株価の変動への各変数の影響だけでなく、全体的に日本の経済状況の特徴とも整合的に解釈可能なインパルス反応が得られている。つまり、本稿の4変数VARモデル全体が妥当であり、日経平均株価はダウ工業平均株価の上昇ショックと円安ショックからは有意に正の、原油価格上昇ショックからは僅かながら負の影響を受けたという4変数VARモデルの実証結果が頑健であることが確認された。

(4) 予測誤差の分散分解

三つ目の検証として、予測誤差の分散分解 (forecast error variance decomposition) を行う。

第4表 NIKKEI に対する相対的寄与度①（予測誤差の分散分解）

	Δ DOW	Δ YEN	Δ WTI	Δ NIKKEI
1 期後	18.66	11.06	2.46	67.82
2 期後	42.56	9.13	3.42	44.89
3 期後	42.97	9.16	3.39	44.48
4 期後	41.41	11.99	3.45	43.14
5 期後	38.80	17.39	3.35	40.45
6 期後	38.39	17.18	4.22	40.21
7 期後	38.43	17.43	4.23	39.91
8 期後	38.49	17.60	4.51	39.41
9 期後	38.84	17.48	4.48	39.19
10 期後	39.11	17.64	4.46	38.79
15 期後	39.79	17.84	4.47	37.90
20 期後	40.19	17.71	4.52	37.58

注) 数値は%。

第5表 NIKKEI に対する相対的寄与度②

	Δ DOW	Δ YEN	Δ NIKKEI
1 期後	17.40	12.69	69.91
2 期後	41.43	10.19	48.38
3 期後	42.22	10.09	47.69
4 期後	41.06	12.95	45.99
5 期後	38.67	18.07	43.26
6 期後	38.52	17.96	43.52
7 期後	38.61	18.08	43.32
8 期後	38.80	17.94	43.26
9 期後	39.10	17.82	43.08
10 期後	39.22	17.84	42.94
15 期後	39.52	18.05	42.43
20 期後	39.67	18.03	42.31

注) 数値は%。

インパルス反応関数による検証は、その反応関数の形状から変数間の関係（与える影響）を見るものであったが、予測誤差の分散分解では、ある変数の変動が他の変数がどの程度影響しているかを見ることになる。したがって、本稿の検証では、特に2008年の株式価格下落への影響力を測定するために、日経平均価格（ Δ NIKKEI）の変動に対する、（ Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI）各変数の相対的な寄与度から各変数ショックの効果を見る。

(第4表)が、(Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI) 4変数VARモデルにおける日経平均価格(Δ NIKKEI)の予測誤差の分散分解の結果である。分散分解によれば、まずアメリカ株式指標ショックが日経平均価格(Δ NIKKEI)の変動への寄与率は、1日後の18.66%から3日後の42.97%まで連続的に上昇し、それ以降は40%弱の影響を持続的に及ぼしている。その影響は1ヶ月後(20営業日後)にも40.19%と持続しており、アメリカ株式指標ショックが日経平均価格の自己ショック(1ヶ月後に37.58%)を含めても日経平均価格の変動に最も強い影響を与えていることがわかる。次に為替レートショック(円建てドルレートの上昇ショック)が日経平均価格(Δ NIKKEI)の変動への寄与率は、1日後には11.06%あったものが2～3日後には9%強まで一旦下降する。それ以降、5日後からはほぼ18%弱の影響を持続的に及ぼしている(1ヶ月後にも17.71%)。そして原油先物指標ショック(WTIの上昇ショック)が日経平均価格(Δ NIKKEI)の変動に与える影響は、1日後の2.46%から概ね微増していくが、1ヶ月後でもその影響は4.5%程度に留まっている。

以上の検証から、本稿の(Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI) 4変数VARモデルでは、日経平均株価の自己ショックを除けば、日経平均株価の変動に最も大きな影響を与えているのはアメリカ株式指標ショック(40%前後)で、その次が為替レートショック(18%弱)であり、原油先物指標ショックはほとんどその変動に影響を与えていなかった(4%前後)ということが示された。

(5) 頑健性の検証

ここまで本稿では(Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI) 4変数VARモデルを用いて、株価下落の要因についての検証をおこなってきた。しかしVARモデル分析では、VARに含まれる変数の数によっても検証結果が左右される可能性がある。そこで最後に、4変数VARモデルから得られた計測結果の頑健性を高めるために、グレンジャー因果性検定で Δ NIKKEIとの因果関係が見られず(第3表)、インパルス反応関数(第2図)や予測誤差の分散分解(第4表)においてその影響が殆んど検出されなかった Δ WTIをモデルからはずした(Δ DOW、 Δ YEN、 Δ NIKKEI) 3変数VARモデルについても追加的に分析する。

まず、(Δ DOW、 Δ YEN、 Δ NIKKEI) 3変数モデルについてインパルス反応関数を計測し、日経平均株価変動ショックへの反応をみる。分析から得られた(第4図)によれば、1標準誤差のアメリカ株式指標ショック(ダウ工業平均株価の上昇ショック)によって、日経平均株価は10期まで有意に上昇し、為替レートショック(円建てドルレートの上昇ショック)についても4期まで有意に日経平均株価は上昇している。これらの分析結果は、(Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI) 4変数VARモデルで得られたものとほぼ整合的である。

第4図 インパルス反応関数（3変数モデル）

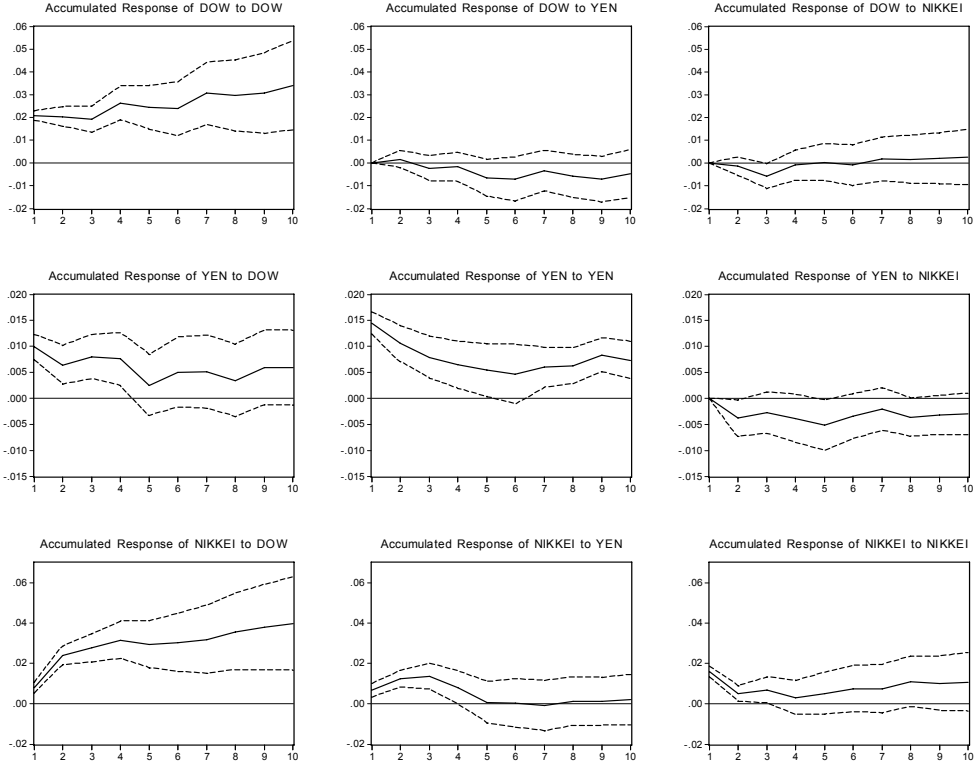
〈ショック〉

NY ダウ平均株価

円ドル為替レート

日経平均株価

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたものである。

続いて、同様に (Δ DOW、 Δ YEN、 Δ NIKKEI) 3変数モデルについての予測誤差の分散分解をおこなう。3変数モデルの分散分解によれば、アメリカ株式指標ショックが日経平均価格 (Δ NIKKEI) の変動への寄与率は、1日後の17.40%から3日後の42.22%まで連続的に上昇し、それ以降は40%弱の影響を持続的に及ぼしている。その影響は1ヶ月後（20営業日後）にも39.67%と持続しており、アメリカ株式指標ショックが日経平均価格の自律的変動（1ヶ月後に42.31%）とほぼ同様に日経平均価格の変動に強い影響を与えている。また為替レートショック（円建てドルレートの上昇ショック）が日経平均価格 (Δ NIKKEI) の変動への寄与率は、1日後には12.69%あったものが2～3日後では10%強に下降する。それ以降、5日後からはほぼ18%前後の影響を持続的に及ぼしている（1ヶ月後にも18.03%）。

この分析結果も、(Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI) 4変数VARモデルで得られたものと整合的であり、インパルス反応関数の形状分析と併せて本稿の4変数VARモデルの頑健性が再確認された。

IV. まとめ

(1) 分析結果

本稿では、2008～09年における日本の株価下落に影響を与えた要因（指標）は何であるかについて、DOW、WTI、YEN、NIKKEIの4変数が単位根を持つI(1)系列であることを確認した上で、(Δ DOW、 Δ YEN、 Δ WTI、 Δ NIKKEI) 4変数VARモデルを用いて検証した。

その結果、まずグレンジャー因果性検定から、 Δ DOWと Δ YENから Δ NIKKEIへ1%の有意性でグレンジャーの意味での因果性はないという帰無仮説が棄却され、ニューヨーク・ダウ＝ジョーンズ平均株価（工業株30種平均）と円建てアメリカ・ドル為替レートが、日経平均株価の変動に対して説明力をもつことが判った。次にインパルス反応関数の形状から、ダウ工業平均株価の上昇ショックによって変動後2週間後(10営業日)まで、円建てアメリカ・ドル為替レートの上昇ショックによって4日後まで、それぞれ有意に日経平均株価が上昇していることが検証された。そして最後に、予測誤差の分散分解によって、日経平均株価の変動の2週間後(10営業日)までの要因として、ダウ工業平均株価の変動ショックが約40%を、円建てアメリカ・ドル為替レートの変動ショックが約18%を占めていることが示された。一方、ウェスト・テキサス・インターミディエイト原油先物価格(WTI)は、日経平均株価の変動に対してグレンジャーの意味で因果性を持たなかった。またWTIは、インパルス反応関数では日経平均株価が上昇に対して有意な反応を得られず、予測誤差の分散分解によっては日経平均株価の変動の4%前後を説明するに過ぎなかった。

(2) 結論と課題

以上の分析結果から、本稿の検証課題である2008～09年の日経平均株価の下落要因としては、最も大きいのがニューヨーク・ダウ＝ジョーンズ平均株価の下落でその要因の約40%を占めていること、その次が為替レートの円高ドル安でその要因の約18%を説明し得ること、また原油高騰は下落要因としては大きくないこと、であることが明らかになった⁴¹⁾。このこ

41) また、日経平均株価自身の下落が、日経平均株価下落要因の40%弱を占めている（第Ⅲ節）。これは、資産価値の下落に伴う逆資産効果（→消費）とフィナンシャル・アクセラレータ（→投資）を通じ

とは、日米間の株価に連動性があるという先行研究における他の分析期間についての分析結果と概ね整合性があるものであり、ニューヨーク・ダウ＝ジョーンズ平均株価と日経平均株価がカップリング（coupling）の関係にあることを再確認させるものである⁴²⁾。また、日本の輸出・GDP比率（約12～15%）に比して、円高ドル安が日経平均株価下落に与える影響の方がやや大きいことが明示された⁴³⁾。つまり、為替レートの変動（円高）による輸出関連企業の業績悪化懸念はやや過剰なものである可能性がある。

しかし、本稿の分析にはいくつかの点で限界がある。まず、VAR分析の手法自体が変数とその過去の値によって変数間の相互依存関係を明示することにあることから、本稿が検証した各変数間の関係性に経済理論的な背景がある訳ではない。つまり、ニューヨーク・ダウ＝ジョーンズ平均株価から日経平均株価、為替レートから日経平均株価という因果関係は現在と過去の変数によって説明されたものに過ぎない。そして次に、政府や日本銀行による経済政策の発表、鉱工業生産指数などの速報値公表、各企業の業績見通し下方修正などの逐次的な新情報が株式市場（＝株式価格）に与える影響については、即時性の観点から日次データを用いたモデルであるという性格上、分析に組み込んでいない。しかし、もちろんこうした情報が株式価格各下落に与える影響を無視することはできない。いずれも今後の検討課題としたい。

↘ て実体経済へと悪影響を与える懸念が株価に現れたものと解釈できる。

42) ただし、日経平均株価からニューヨーク・ダウ＝ジョーンズ平均株価への影響は本稿の分析からは殆んど検出されなかった。

43) 2004年12.5%、2005年13.2%、2006年14.9%。総務省統計研修所編『第57回日本統計年鑑平成20年』2008年、総務省統計局、第3章・第15章より筆者計算。